

La Directiva de Género y su impacto en el sector asegurador.

Barrio Peña, Alberto. Banco de Valencia. Universidad de Valencia.

Correo: alberto.barrio@bancodevalencia.es

Devesa Carpio, José Enrique. Universidad de Valencia.

Correo: Enrique.Devesa@uv.es

Resumen.

El objetivo principal de este trabajo es determinar el mejor método para calcular la prima de los seguros de vida, de tal forma que se minimice el precio del seguro pero manteniendo la estabilidad de la entidad aseguradora. Para ello se revisa la denominada “Directiva de Género” y las Directrices sobre su aplicación. Se concluye que la utilización de las tablas unisex, aunque estén ponderadas, no es un buen método porque su resultado difiere de los obtenidos con el método basado en el promedio de las primas calculadas con tablas individualizadas. Este último se considera más correcto desde el punto de vista actuarial, porque la prima calculada de esta forma permite asegurar la estabilidad de la empresa, al garantizar que las reservas son suficientes para hacer frente a los compromisos futuros del asegurador. Se obtienen los resultados particulares para un Seguro de Vida Entera y para un Seguro de Renta Vitalicia.

Palabras clave: Igualdad de género, seguros de vida, tablas de mortalidad unisex, estabilidad de la aseguradora, primas.

1. INTRODUCCIÓN.

El 21 de diciembre de 2012 va a suponer un cambio importante en cuanto a la tarificación de las entidades aseguradoras. Ese día entra en vigor, a efectos de las operaciones de seguro, la “Directiva del Consejo 2004/113/CE, de 13 de diciembre de 2004 por la que se aplica el principio de igualdad de trato entre hombres y mujeres al acceso a bienes y servicios y su suministro”, a la que nos referiremos abreviadamente como “Directiva de Género”. Su aplicación efectiva se ha retrasado cinco años desde su entrada en vigor prevista inicialmente (21 de diciembre de 2007), ya que, en un principio, se autorizaba que existieran diferencias en cuanto a primas o prestaciones en los casos en que el sexo constituyera un factor determinante; como efectivamente está suficientemente contrastado en el mundo asegurador. Sin embargo, esta excepción se ha roto con la sentencia del Tribunal de Justicia de la Unión Europea en el asunto C-236/09, conocida como “Test-Achats”.

Dicha sentencia va a obligar a cambiar todo el sistema de tarificación de las entidades aseguradoras para aquellos seguros cuyo precio dependa del sexo del asegurado, como, por ejemplo, en todos los seguros de vida (tanto para caso de vida como para caso de fallecimiento), y en los de autos.

Esta nueva forma de tarificar va a suponer una modificación aún más importante en cuanto al principio tradicional que permite determinar el precio de un seguro: cada uno debe pagar en función del riesgo que transfiere a la entidad aseguradora. Esto se quiebra, en parte, con la aplicación de la Directiva mencionada, porque se trata de igualar precios de los asegurados que tienen distinto riesgo.

La Dirección General de Seguros y Fondos de Pensiones aún no ha publicado (a 30 de noviembre de 2012) la disposición que permita la transposición de la Directiva y, parece haber desechado la posibilidad de publicar una tabla unisex para que fuera aplicada por las entidades aseguradoras. Éstas tampoco han hecho pública cuál va a ser su política tarifaria, en el sentido de que se decanten por el menor precio posible aplicable a los seguros o por primar la estabilidad de la empresa, lo que implica mantener “a priori” un determinado nivel de reservas técnicas y, por lo tanto, determinar el precio del seguro de forma diferente a la del precio mínimo.

La mayor parte de los trabajos que abordan este tema lo hacen desde una vertiente jurídica. Sólo algunos han intentado analizarlo desde el punto de vista actuarial.

Así, Hernández (2012) realiza una dura crítica de la Directiva cuando afirma que “interfiere en el ámbito económico al impedir que los ingresos se ajusten realmente a los gastos que origina cada riesgo”, para seguir diciendo: “no existen en el proceso de

elaboración de precios en el seguro situaciones que traten a las personas de forma favorable o desfavorable, sino que lo que se hace es valorar un riesgo determinado mediante un proceso que no es favorable ni desfavorable sino adecuado, justo y objetivo”. Termina afirmando: “...la nueva situación en nada contribuye a la deseada y justa igualdad entre personas de distinto sexo –quizás sí a la uniformidad, pero esto es otra cosa-, ni a la verdadera igualdad de sexos en aquello en lo que somos iguales”.

Por otro lado, hay varios trabajos, González y Sáez de Jáuregui (2006), González y Sáez de Jáuregui (2007), y Sáez de Jáuregui (2007), que se centran en la discriminación de género en los planes y fondos de pensiones. Así, Sáez de Jáuregui (2007), afirma que, en el caso de los planes de prestación definida no totalmente asegurados, la directiva sobre igualdad de trato entre hombres y mujeres en asuntos de empleo y ocupación “no soluciona el problema que pretende evitar, dada la mayor esperanza de vida¹ de las mujeres, y que la aplicación de una tabla unisexo sigue generando un mayor coste laboral en el caso de su contratación”. Además, evalúan dicho coste y proponen una compensación al empresario, por parte del Estado, para conseguir el objetivo de no penalizar la contratación de mujeres.

González y Sáez de Jáuregui (2006) valoran, para el caso de los planes de pensiones de prestación definida sin asegurar, la cuantía anual por unidad de capital que compensa el sobreesfuerzo empresarial por contratar a una mujer en lugar de a un varón; si bien parten de una hipótesis discutible al considerar que el capital que han de tener constituido en el momento de la jubilación tanto para varones como para mujeres es el mismo, lo cual no es posible para poder hacer frente a la mayor esperanza de vida de las mujeres.

Respecto a las tablas unisex, Sáez de Jáuregui (2007) afirma que “en el ámbito de los seguros, la utilización de una tabla unisexo sí logra evitar la discriminación entre sexos sin embargo, su imposición legal en los seguros que no tengan carácter obligatorio, provoca un trastorno en la tarificación de las empresas aseguradoras. En este sentido, Sáez de Jáuregui (2004) evalúa la merma de solvencia de una aseguradora en caso de utilizar una tabla unisexo. También, Ornelas y Guillén (2012) advierten del sesgo en que se incurre cuando la proporción de varones y mujeres aplicada en las tablas unisex sea diferente a la de las carteras de pólizas. En el mismo sentido, Guillén et al. (2012), afirman que las primas unisex deberían reflejar la composición de la cartera y que esperan que la primera reacción de las aseguradoras sea elevar los precios hasta que

¹ La esperanza de vida es el número medio de años que se estima que sobreviva una persona. Depende fundamentalmente de la edad actual del individuo y del sexo. Su estimación se realiza a partir de las tablas de mortalidad.

se tenga suficiente experiencia estadística y se conozca el riesgo real al que se enfrentan con el uso de tarifas unisex.

A la vista de lo anterior, parece que desde el punto de vista actuarial la única opción contemplada es la utilización de tablas unisex. Sin embargo, en este trabajo pretendemos analizar otras posibilidades técnicas, de tal forma que el principal objetivo es el de establecer un método para determinar cuál es el mejor precio que se puede ofrecer a los asegurados, siendo el criterio más importante el de la estabilidad de la empresa; es decir, teniendo en cuenta que las reservas generadas durante toda la duración de la operación deben poder hacer frente a los compromisos futuros del asegurador en cualquier momento. Para ello, pasaremos revista a las principales implicaciones de la Directiva y comentaremos cómo afecta a la política de tarifas de las entidades.

La principal aportación del trabajo es la aplicación de un análisis dinámico, ya que se tiene en cuenta no sólo el cálculo de la prima -análisis estático-, sino que trata de determinar si dicho precio es suficiente para que no se menoscabe la estabilidad actuarial de las entidades aseguradoras, medida a través de la valoración de las reservas futuras. También se demuestra que la utilización de tablas unisex no es el mejor método para el cálculo de las primas, concluyendo que sus resultados no coinciden con la aplicación del método basado en el cálculo de la prima como promedio de las primas calculadas con las tablas individualizadas por sexo y ponderadas por el número de varones y mujeres del grupo estudiado. Éste último método se considera el más apropiado desde el punto de vista de la estabilidad de la empresa aseguradora. Por último, se aplica el método anteriormente descrito a dos de los Seguros de Vida más importante, uno para caso de fallecimiento (Vida Entera) y otro para caso de vida (Renta Vitalicia).

El trabajo se ha estructurado de la siguiente manera: En el segundo epígrafe comentaremos la normativa sobre la igualdad de género aplicable a los seguros, mientras que en el tercer epígrafe se analizan las principales consecuencias de su aplicación. A continuación, en el epígrafe cuarto se desarrollan varios métodos teóricos para el cálculo de la prima y su comparación con la utilización de las tablas unisex. En el quinto apartado se aplican los métodos anteriores al caso del Seguro de Vida Entera y en el sexto al del Seguro de Renta Vitalicia. En el séptimo se enumeran las principales conclusiones, terminando el trabajo con la bibliografía y la citada.

2. MARCO NORMATIVO.

En este apartado se van a comentar los elementos más significativos relacionados con la Directiva Europea sobre igualdad de género, que se comenzará a aplicar el 21 de diciembre de 2012, así como sus antecedentes.

El 13 de diciembre del año 2004 se aprueba la Directiva del Consejo 2004\13\CE, con la que se pretende aplicar el principio de igualdad de sexo entre hombres y mujeres al acceso a bienes y servicios, tanto en lo relativo al sector público como al privado, para así poder hacer frente a la discriminación tanto directa, como indirecta, que, según la propia Directiva se pueden definir:

Discriminación Directa es la situación en la que una persona pudiera ser tratada de manera menos favorable que es tratada otra en una situación comparable, por razón del sexo.

Discriminación Indirecta es la situación en que una práctica aparentemente neutra sitúa a personas de un sexo determinado en desventaja con respecto a personas del otro sexo².

Es en el artículo 5 de dicha directiva donde se hace referencia a los Factores Actuariales y donde se especifica en qué casos se podrá tener en cuenta el sexo de un individuo como un factor de riesgo. Más concretamente, establece:

1. Los Estados miembros velarán porque en todos los nuevos contratos, que se celebren después del 21 de diciembre de 2007, no existan diferencias en el cálculo de primas y de prestaciones por razones de sexo.
2. No obstante, los Estados miembros podrán autorizar diferencias en las primas y prestaciones de las personas consideradas individualmente en los casos en que el sexo constituya un factor determinante en la evaluación del riesgo a partir de datos actuariales y estadísticos pertinentes y exactos.

² Un ejemplo de la existencia de discriminación indirecta en las prestaciones sociales derivadas del empleo son las pensiones de jubilación contributivas de la Seguridad Social españolas para el caso del empleo a tiempo parcial. Así, hay una reciente sentencia del Tribunal Europeo de Justicia, de 22 de noviembre de 2012, que considera discriminatorias las condiciones de acceso a una prestación contributiva de la Seguridad Social española porque dejan casi sin opción de recibirla a los trabajadores a tiempo parcial. Se basa en un argumento de género para probar la diferencia de trato: como las mujeres ocupan la mayor parte de los puestos a tiempo parcial, las trabas que les impone la ley para conseguir una pensión suponen una discriminación por razón de sexo, aunque indirecta (Diario El País, 22-11-2012). El problema de los trabajadores a tiempo parcial proviene de la forma de cálculo de la Base Reguladora para trabajadores a tiempo parcial, ya que se toman las horas efectivamente trabajadas y las transforma en días equivalentes; y aunque se aplica un coeficiente corrector de 1,5 esto no permite llegar a muchas personas a reunir el tiempo de cotización mínimo exigido (15 años) para tener derecho a una pensión contributiva.

3. En cualquier caso, los costes relacionados con el embarazo y la maternidad no darán lugar a diferencias en las primas y prestaciones de las personas consideradas individualmente.

Lo más significativo del artículo 5.2 es la excepción que permitía³ a los estados miembros autorizar diferencias en función del sexo en las primas y prestaciones de seguros, lo cual permitía a las compañías aseguradoras seguir diferenciando entre hombres y mujeres a la hora del cálculo de las primas y prestaciones, ya que las estadísticas demuestran que las mujeres:

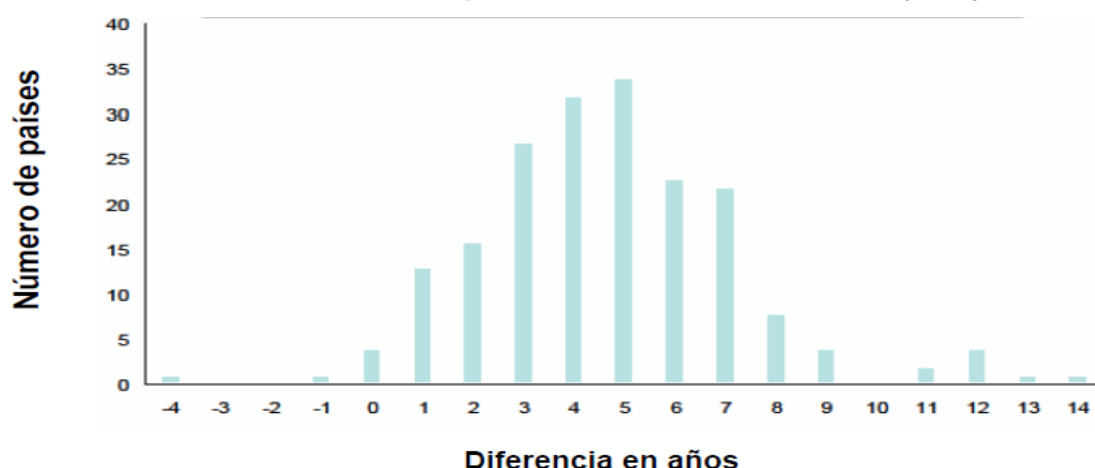
1. Tienen una esperanza de vida mayor⁴, lo que se traduce en menores primas (o mayores prestaciones) para las mujeres en el caso de los seguros de vida para caso de fallecimiento; y mayores primas (o menores prestaciones) para las mujeres en el caso de los seguros de vida para caso de vida.
2. Presentan un menor grado de siniestralidad en el caso de algunos seguros, como por ejemplo el de autos.

Esto significa que, desde el punto de vista estadístico y, por lo tanto, actuarial, el sexo constituye un factor relevante a la hora de medir el riesgo y calcular las primas y las prestaciones.

En el Gráfico 2.1, se representa la diferencia en años de la esperanza de vida entre hombres y mujeres. Se puede observar con claridad que la esperanza de vida de las mujeres es cuatro o cinco años superior a la de los hombres en más de 60 países.

Gráfico 2.1.

Diferencias en años de la esperanza de vida entre hombres y mujeres



Fuente: Sánchez (2012).

³ Como veremos posteriormente, esto ha sido modificado por la sentencia conocida como “Test Achats”.

⁴ Según INE (2012), con datos de 2010, la esperanza de vida al nacer de las españolas es de 84,91 años, mientras que la de los hombres es de 78,94 años.

Según Sánchez (2012), las diferencias existentes entre hombres y mujeres son tanto diferencias biológicas como diferencias conductuales: La mayor morbilidad de las mujeres frente a las enfermedades, así como la mayor propensión por parte de los hombres a sufrir accidentes, motivado por los mayores niveles de testosterona que afectan al sistema inmune y lleva asociado comportamientos más arriesgados.

Por otra parte, en la Tabla 2.1 se recogen los países que se han acogido a la excepción que permite el artículo 5.2 y en qué seguros la aplicaban.

Tabla 2.1.
Países y tipos de seguros acogidos a la excepción del artículo 5.2

		Tipos de Seguro						
		Vida	Salud	Automóviles	Rentas	Accidentes	Hogar	Dependencia
España		●	●	●	●	●	●	●
Bélgica		●	×	×	●	×	×	×
Alemania		●	●	●	●	●	●	●
Austria		●	●	●	●	●	●	●
Dinamarca		●	●	●	●	●	●	●
Francia		●	●	●	●	●	●	●
Irlanda		●	●	●	●	×	n.d.	●
Italia		●	●	●	●	●	●	●
Holanda		●	×	×	×	×	×	×
Portugal		●	●	●	●	●	●	●
Reino Unido		●	●	●	●	●	●	●
Suecia		●	●	●	●	●	●	●

Fuente: Sánchez (2012)

Se observa con claridad que la mayoría de los países se acogían a la excepción de la norma, para así poder seguir usando el sexo como medida de riesgo, siendo los Países Bajos los únicos que no se aferraban a ella, excepto en el caso de seguros de vida.

Con esta tabla se observa claramente en qué ramos de seguros hay mayor grado de discriminación, ya que en seguros como los de hogar o accidentes, la condición del género, a la hora de contratar un seguro, tiene menos relevancia que en los de vida, salud, accidentes o rentas, donde, la ya mencionada mayor esperanza de vida de las mujeres o la diferente siniestralidad juega un papel fundamental a la hora de calcular tanto las primas como la cuantía de las rentas o el capital asegurado.

Sin embargo, el Tribunal de Justicia de la Unión Europea ha invalidado dicha excepción en la sentencia de 1 de Marzo de 2011, también conocida como la

sentencia “Test-Achats”⁵, donde se establece que el artículo 5, apartado 2, no será válido a partir del 21 de Diciembre 2012, al considerar que éste es contrario a la consecución del objetivo de igualdad de trato entre hombres y mujeres en relación con el cálculo de las primas y las prestaciones de seguros y, por consiguiente, es incompatible con la Carta de Derechos Fundamentales de la Unión Europea.

Esto significa que, a partir de 21 de Diciembre de 2012, la norma de independencia del sexo a la que hace referencia el artículo 5, apartado 1, deberá aplicarse sin excepción en el cálculo de primas y prestaciones a efectos de los nuevos contratos celebrados después de dicha fecha.

Así pues, deberán de considerarse como nuevos contratos y, en consecuencia, deberán atenerse a la norma de independencia del sexo:

- a) Contratos celebrados por vez primera a partir de 21 de Diciembre de 2012.
- b) Acuerdos entre partes celebrados a partir de 21 de diciembre de 2012 destinados a ampliar contratos celebrados antes de esa fecha, que de otro modo habrían expirado.

Por el contrario, las siguientes situaciones no deben considerarse como un nuevo acuerdo contractual:

- a) La prórroga automática de un contrato preexistente.
- b) Ajustes realizados a elementos individuales de un contrato existente, tales como los cambios de prima, sobre la base de parámetros predefinidos, cuando no sea necesario el consentimiento del tomador.
- c) La adopción, por el tomador del seguro, de coberturas complementarias o suplementarias cuyas condiciones hubieran sido acordadas en contratos celebrados antes de la fecha límite.
- d) La simple transferencia de una cartera de seguros de una empresa de seguros a otra que no conlleve la modificación de la situación de los contratos incluidos en dicha cartera.

Sin embargo, existen una serie de casos en los que sigue siendo posible la utilización del sexo como medida de riesgo:

- a) Reservas⁶ y precios internos: Las aseguradoras podrán seguir recopilando y utilizando información sobre el sexo para la evaluación interna de riesgos y en

⁵ Es el nombre de la Asociación de consumidores belga que presentó la demanda.

⁶ Este aspecto es un elemento clave para el cálculo “correcto” de la prima de los seguros bajo la nueva normativa, ya que las entidades aseguradoras “están obligadas” a calcular las reservas técnicas en función del riesgo real que están asumiendo, lo que significa que tendrían que calcularlas, en el caso de los seguros de vida, con las tablas diferenciadas por sexo, como se comentará en epígrafes posteriores.

particular para el cálculo de las disposiciones técnicas como las normas en materia de solvencia.

- b) Precios de reaseguros: Sigue siendo posible utilizar el factor sexo al fijar los precios de estos productos, siempre que esto no dé lugar a una diferenciación entre hombres y mujeres a nivel individual.
- c) Comercialización y publicidad: Sigue siendo posible utilizar técnicas de comercialización y publicidad para influir en su cartera. Sin embargo, las aseguradoras no podrán denegar el acceso a un producto específico a causa del sexo de una persona.
- d) Suscripción de seguros de vida y de salud: Existen factores de riesgo como el estado de salud o antecedentes familiares sobre cuya base es posible la diferenciación y para cuya evaluación las aseguradoras tienen que tener en cuenta el factor del sexo, habida cuenta de determinadas diferencias fisiológicas entre hombres y mujeres.

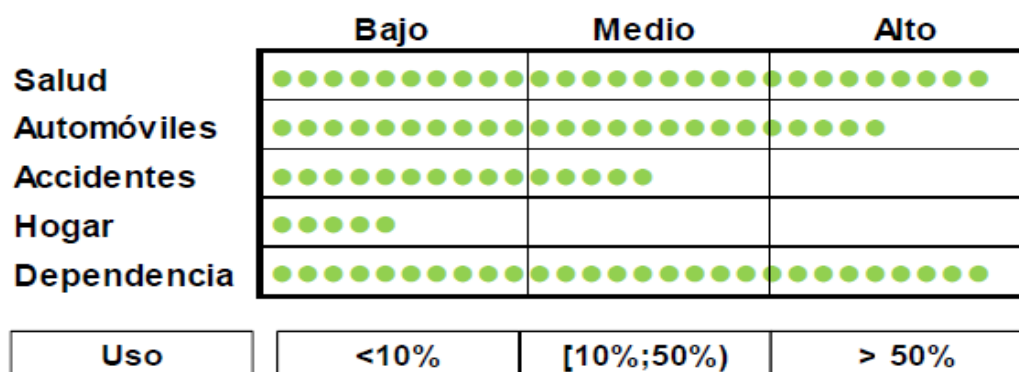
Para poder hacernos una idea de cómo la eliminación de este factor de riesgo hará que se incremente o disminuya la prima para hombres o mujeres y qué modalidad de seguro será la que más se vea afectada pasaremos a comentar la Tabla 2.2, así como los Gráfico 2.2 y 2.3.

En la Tabla 2.2 se realiza una predicción de en qué porcentaje afectará a las primas la no discriminación, y qué modalidad de seguro “No Vida” se verá más afectada.

Podemos observar cómo la nueva normativa impactará fundamentalmente en los ramos de salud, autos y dependencia, ramos en los que se utilizan distintas tarifas en función del género del asegurado.

Tabla 2.2:

Porcentaje de afectación de la sentencia y por tipos de seguros “No vida”.

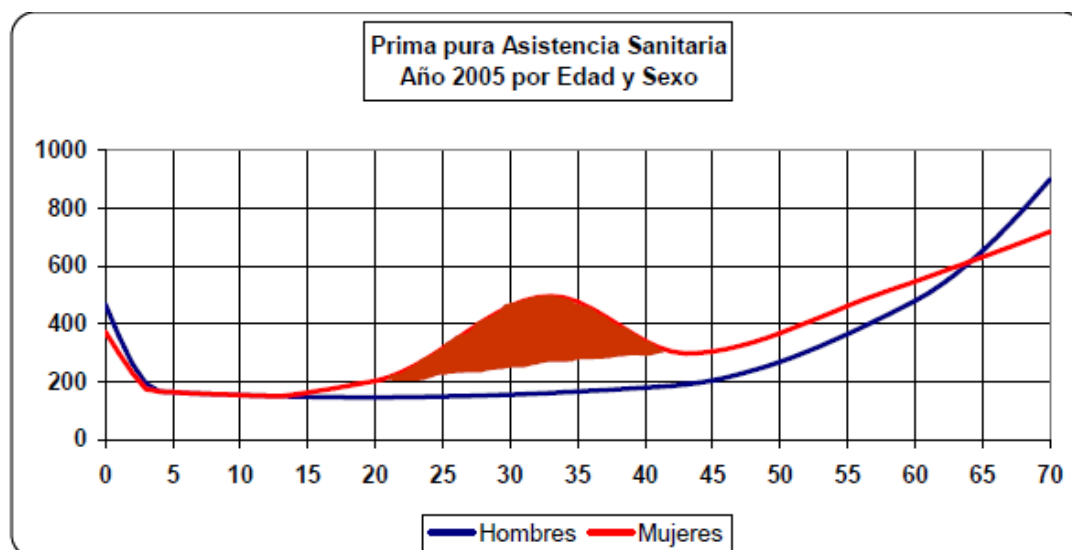


Fuente: Sánchez (2012).

La Directiva no sólo afecta a la discriminación entre hombres y mujeres sino que también protege a las mujeres de la discriminación frente al embarazo, como se puede comprobar en los siguientes gráficos.

Así, el Gráfico 2.2 muestra las primas puras, en el año 2005, que un hombre o una mujer debían pagar si querían contratar un seguro de asistencia sanitaria. Es muy esclarecedor ya que se puede diferenciar tres tramos distintos, el primer tramo comprende desde los 0 años hasta los 15, donde la prima para los hombres es ligeramente superior o igual que la de las mujeres, debido a la superior tasa de mortalidad infantil que tienen los varones frente a las mujeres. Entre las edades de 16 a 64 años sería el segundo tramo, donde claramente la prima a pagar por las mujeres es superior a la de los varones, existiendo entre los 25 y 37 años un fuerte incremento, debido al periodo de maternidad. El tercer periodo sería desde los 65 años en adelante donde los hombres pagarían más por su seguro de asistencia sanitaria.

Gráfico 2.2:
Prima pura de seguro de Asistencia Sanitaria año 2005 por edad y sexo, antes de la sentencia.



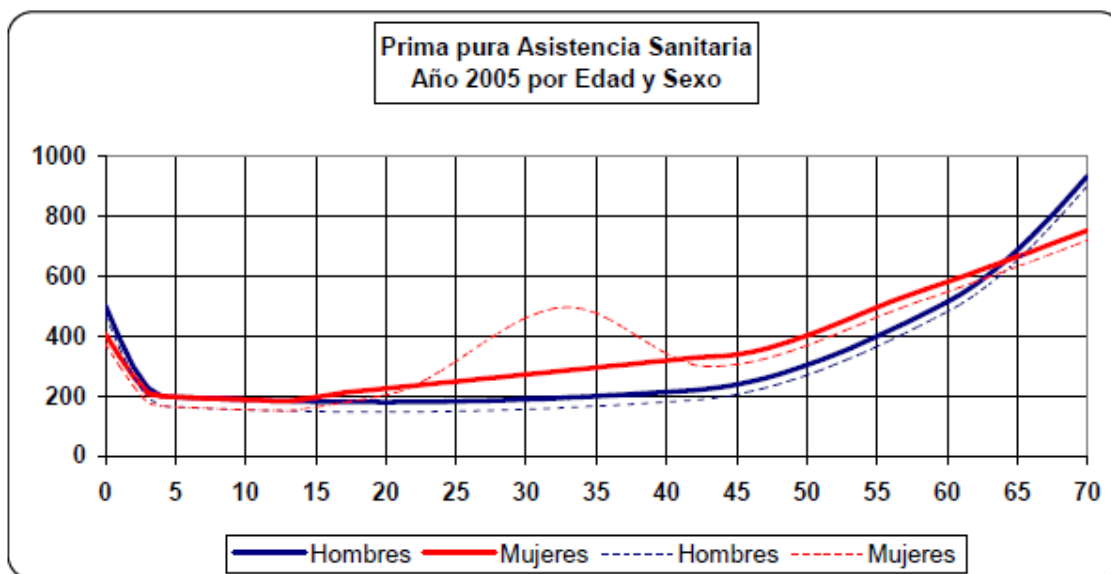
Fuente: Sánchez (2012)

En el Gráfico 2.3 se detalla cuál será el precio a pagar por un hombre o una mujer por el mismo seguro de asistencia una vez haya entrado en vigor la sentencia, y su comparación con lo que ocurre antes de su aplicación. La diferencia más significativa que se observa es que para las mujeres desaparece el incremento de la prima en la

edad de maternidad ya que, como se ha mencionado antes, no puede existir discriminación por esta circunstancia. Además, tanto para hombres como para mujeres la prima pura se ha visto incrementada, si bien se mantienen los mismos tramos de edad.

Gráfico 2.3.

Prima pura de seguro de Asistencia Sanitaria por edad y sexo, antes y después de la sentencia “Test Achats”.



Fuente: Sánchez (2012)

Existen otros factores de clasificación del riesgo, tales como la edad, la discapacidad o la orientación sexual, que la sentencia no aborda y también pueden llegar a ser factores de discriminación.

Según se establece en las propias Directrices sobre la aplicación de la Directiva de igualdad de sexos: "... la utilización de la edad, la discapacidad u orientación sexual continuará permitiéndose al no considerarse discriminatorio, ya que ... las situaciones en cuestión no son comparables y deberían ser tratadas de forma diferente...".

Además de los factores de riesgo anteriormente citados, que no se ven afectados por la Directiva, están los Seguros y Pensiones de jubilación que tampoco les afecta, ya que la Directiva sólo cubre los seguros y pensiones de carácter privado, voluntarios e independientes de la relación laboral, quedando el empleo y la ocupación expresamente excluidos de su ámbito de aplicación. La igualdad de trato entre mujeres y hombres en relación con las pensiones profesionales está cubierta por la Directiva 2006\54\CE del Parlamento Europeo y del Consejo de 5 de julio de 2006, relativa a la aplicación del principio de igualdad de oportunidades e igualdad de trato

entre hombres y mujeres en asuntos de empleo y ocupación. Así, el artículo 9, apartado 1, letra h), de esta Directiva permite establecer niveles diferentes para las prestaciones entre hombres y mujeres cuando esté justificado por factores de cálculo actuarial. La Comisión considera que la sentencia “Test-Achats” no tiene repercusiones en esta disposición, que se aplica en contextos diferentes y claramente delimitados de pensiones de jubilación y que también está redactada de forma muy diferente al artículo 5, apartado 2, de la Directiva.

En países como Estado Unidos, Suiza, Canadá o Reino Unido se usan las tablas unisex a la hora de realizar el cálculo de las pensiones o prestaciones sociales implícitas en el contrato laboral. Aun así, sigue existiendo discriminación, ya que los fondos utilizados para el cálculo de la pensión se habrán constituido por contribuciones del empleador en los regímenes de aportación definida. Es en estos casos donde la mujer acaba percibiendo una renta inferior a la del hombre, pues el salario de una mujer es, por lo general, más bajo que el de un hombre y, por lo tanto, también sus aportaciones.

3. PRINCIPALES CONSECUENCIAS DE LA APLICACIÓN DE LA NORMATIVA.

En este epígrafe se van a comentar las principales consecuencias que tiene para las entidades aseguradoras la aplicación de la normativa sobre igualdad de género y cuáles son algunas de las soluciones que se han planteado por parte de las propias compañías y por parte de la Dirección General de Seguros y Fondos de Pensiones, como entidad supervisora en España.

3.1. Principales consecuencias de la directiva según las compañías de seguros.

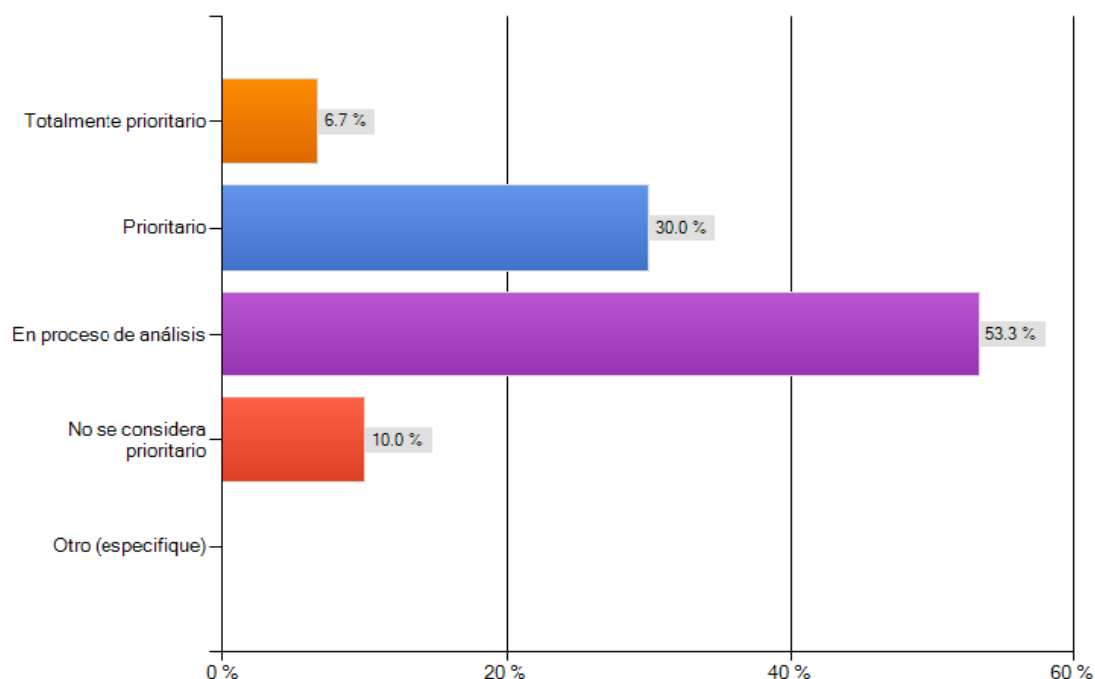
La encuesta realizada, por RGA re Internacional Ibérica a las compañías aseguradoras sobre la Directiva de Género, y recogida por Ruiz (2012), nos va a permitir observar qué visión, problemas y retos creen las propias aseguradoras que va a tener la aplicación de dicha directiva.

Esta encuesta fue enviada a 113 Compañías de Seguros y Brokers del sector asegurador español, en el periodo comprendido desde el 15 de febrero y el 2 de marzo de 2012, si bien sólo se recibieron 30 encuestas contestadas.

En el periodo comprendido entre febrero y marzo de 2012, es decir 10 meses antes de la entrada en vigor de la nueva directiva, las compañías y brokers encuestados todavía no tenían muy claro la relevancia de dicha normativa, ya que como se muestra en el Gráfico 3.1, más del 50% de los encuestados estaban en proceso de análisis de la normativa, mientras que un 30% ya lo trataban como un tema prioritario.

Gráfico 3.1

Grado de sensibilidad de su entidad con respecto a la nueva normativa.



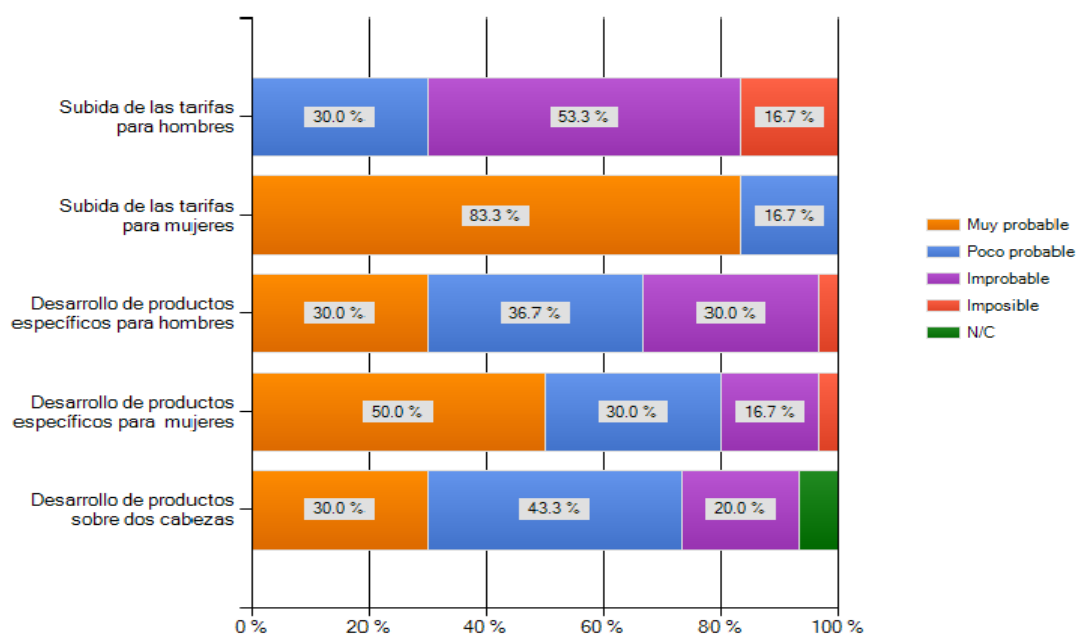
Fuente: Ruiz (2012)

A los encuestados se les pidió que expusieran, según su criterio personal, cuál iba a ser la política de las compañías después de que entrara en vigor la directiva, dándoles 5 posibilidades: subida de las tarifas para hombres, subida de las tarifas para las mujeres, desarrollo de productos específicos para hombres, desarrollo de productos específicos para mujeres, desarrollo de productos específicos sobre dos cabezas. Un resumen de sus respuestas se puede ver en el Gráfico 3.2.

La mayoría de los encuestados apostó por la subida de las tarifas para las mujeres, así como también por el desarrollo de productos específicos para ellas, con el fin de intentar contrarrestar la subida esperada. Sin embargo, las opciones de desarrollo de productos específicos para dos cabezas, así como para hombres, tenían probabilidades más bajas, en concreto, de un 30%.

Gráfico 3.2.

Política empresarial que se supone que seguirá la compañía del propio encuestado, después de la entrada en vigor de la Directiva.

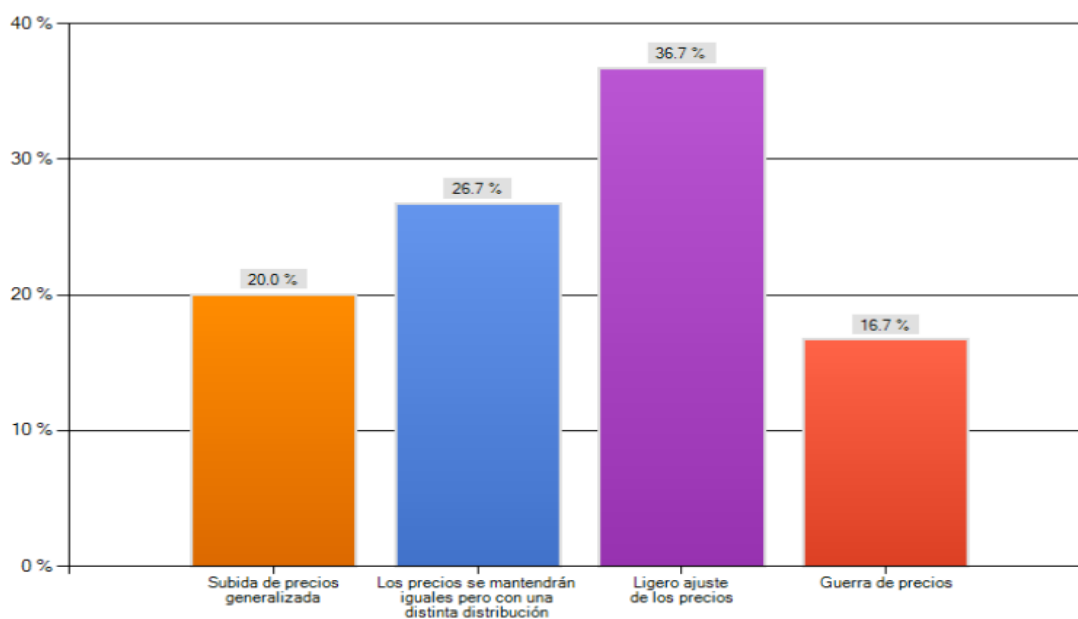


Fuente: Ruiz (2012)

Siguiendo con la idea de subida de los precios para las mujeres, en el Gráfico 3.3., se muestra el probable impacto que creen que tendrá la directiva sobre los precios.

Gráfico 3.3.

Impacto de la Directiva sobre los precios.



Fuente: Ruiz (2012)

Se observa que no se espera una fuerte subida de los precios que tendrán que pagar los asegurados para poder tener las mismas coberturas. Incluso casi un 17% piensan que puede haber una bajada de precios.

En el mismo sentido, Guillen et al. (2012), defienden la idea de incrementos en las tarifas de los seguros, afirmando que “La implementación de la normativa plantea la posibilidad de un incremento generalizado de primas. en el plano individual se verán afectadas las mujeres en el pago de primas de seguros de vida, ya que la no discriminación conducirá a una equiparación con los hombres y por tanto a un aumento de los precios...”. También defienden la idea de que la tarifa final que el asegurado deberá desembolsar dependerá mucho de la composición de la cartera de la compañía ya que, dependiendo de la proporción de hombres y mujeres de la cartera, la compañía fijará un precio distinto.

3.2. La posición de la Dirección General de Seguros y Fondos de Pensiones.

La aplicación de la denominada Directiva de género implica que, a partir de 21 de diciembre de 2012, aquellos individuos que contraten un mismo seguro y con la misma edad, tendrán que pagar la misma prima, independientemente de su sexo.

A fecha de hoy, 30 de octubre de 2012, aún no se ha llevado a cabo la transposición de la Directiva. Sólo está aprobada la Ley Orgánica 3/2007, de 22 de marzo, para la igualdad efectiva de mujeres y hombres, en cuyo artículo 71, se prohíbe la celebración de contratos de seguros o de servicios financieros afines en los que, al considerar el sexo como factor de cálculo de primas y prestaciones, se generen diferencias en las primas y prestaciones de las personas aseguradas; si bien, se establece que reglamentariamente se podrán fijar los supuestos en los que sea admisible determinar diferencias proporcionadas de las primas y prestaciones de las personas consideradas individualmente, cuando el sexo constituya un factor determinante de la evaluación del riesgo a partir de datos actuariales y estadísticos pertinentes y fiables.

Sin embargo, la Disposición transitoria quinta, sobre Tablas de mortalidad y supervivencia, establece que, en tanto no se aprueben las disposiciones reglamentarias a las que se refiere el párrafo segundo del artículo 71.1 de la presente Ley, las entidades aseguradoras podrán continuar aplicando las tablas de mortalidad y supervivencia y los demás elementos de las bases técnicas, actualmente utilizados, en los que el sexo constituye un factor determinante de la evaluación del riesgo a partir de datos actuariales y estadísticos pertinentes y exactos.

A la vista de ello, parece deducirse que la intención de la Dirección General de Seguros y Fondos de Pensiones era, en un principio, publicar unas tablas unisex; sin embargo, parece que no va a ser así porque para poder aplicarse correctamente debería de estar aprobada con suficiente antelación antes de la fecha señalada para la entrada en vigor de la Directiva.

4. Análisis teórico actuarial de la Directiva de Género.

En este epígrafe vamos a desarrollar un método que permita obtener una prima lo más baja posible pero manteniendo la estabilidad, tanto estática como dinámica, de la empresa.

En nuestro caso, mantener la estabilidad de la empresa significa que la prima unisex sea suficiente para que, a priori, la reserva calculada con las tablas diferenciadas por sexo quede cubierta. Si la suficiencia de la prima se cubre en el periodo inicial diremos que la estabilidad es estática y si conseguimos que sea suficiente para cubrir, de alguna forma, todos los periodos hasta que finalice la operación hablaremos de estabilidad dinámica.

Antes de empezar a analizar la estabilidad, conviene revisar una serie de conceptos manejados en el mundo asegurador.

4.1.- Cálculo de la prima de un Seguro de Vida.

Las primas de todos los seguros de vida se obtienen a partir de una ecuación, denominada de equivalencia actuarial, donde intervienen una serie de factores que pueden modificar de forma importante la determinación del precio del seguro. Así, podemos distinguir:

- Tablas de mortalidad. Recoge, entre otros elementos, los tantos de mortalidad anuales (q_x) y las probabilidades de supervivencia anuales (p_x), para cada edad y distinguiendo también por sexo, ya que estas dos variables se ha demostrado estadísticamente que han sido determinantes para poder calcular correctamente el precio del seguro, al tener que recoger lo más exactamente posible el riesgo transferido por el asegurado al asegurador.
- Tipo de interés técnico. Se obtiene en función del rendimiento esperado de las inversiones de los fondos que ha de acumular el asegurador para el pago de las prestaciones. Es un elemento fundamental para determinar la prima, ya que aquellas entidades que prevean conseguir un tipo de interés alto podrán fijar

una prima más baja, porque el pago de prestaciones se podrá complementar con los mayores intereses que espera obtener la entidad por su gestión. Esto significa que dos aseguradoras pueden ofrecer distintas primas a un mismo asegurado por el simple hecho de gestionar mejor o peor sus fondos.

4.2.- Cálculo de la Reserva de una operación de Seguro de Vida.

La reserva matemática es un elemento esencial que permite garantizar la estabilidad y solvencia de la entidad aseguradora. El valor de la reserva se puede interpretar como el saldo, en términos actuariales, entre los compromisos futuros del asegurador y los compromisos futuros del asegurado⁷. A su vez, este valor teórico proporcionado por la reserva tiene que compararse con el valor de las inversiones correspondientes a esa póliza, de tal manera que si la reserva es mayor que dicho valor, habrá que dotar la cantidad necesaria para que ambos valores coincidan, con el consiguiente efecto sobre la estabilidad de la empresa. Si la reserva fuera menor se podría desdotar o, en caso de ser posible, aumentar la prestación futura o disminuir las primas futuras.

Según el Reglamento de Ordenación y Supervisión de los Seguros Privados (ROSSP), en su artículo 32 se establece: “la provisión matemática, que en ningún caso podrá ser negativa, se calculará como la diferencia entre el valor actual actuarial de las obligaciones futuras del asegurador y las del tomador o, en su caso, del asegurado. ... El cálculo se realizará póliza a póliza, por un sistema de capitalización individual y aplicando un método prospectivo, salvo que no fuera posible por las características del contrato considerado o se demuestre que las provisiones obtenidas sobre la base de un método retrospectivo no son inferiores a las que resultarían de la utilización de un método prospectivo. En las pólizas colectivas este cálculo se efectuará separadamente por cada asegurado”.

Como la reserva tiene que reflejar el verdadero compromiso o riesgo de la entidad con el asegurado, la reserva debería de calcularse con las tablas diferenciadas por sexo (individualizadas) lo cual está permitido en la Directiva de Género. Desde el punto de vista actuarial, no tiene sentido calcular unas reservas que no reflejen la verdadera

⁷ Al método descrito para el cálculo de la reserva se le llama método prospectivo, ya que utiliza sólo capitales futuros. Existen dos métodos más de cálculo de la reserva: uno basado en la operación pasada, denominado método retrospectivo y otro que se obtiene a partir de un valor de la reserva en un momento anterior, denominado Método Recurrente. Los tres métodos deben dar el mismo resultado, en el caso de la reserva “a priori”, que es aquella que se estima desde el momento inicial de la operación. Por otro lado, la denominada reserva “a posteriori” sólo puede calcularse a medida que va transcurriendo la operación y conocemos cómo se ha ido desarrollando el pago de primas y prestaciones y los posibles cambios en tipos de interés, tablas de mortalidad, etc.

situación de la entidad aseguradora, y eso sólo se consigue con las tablas diferenciadas por sexo y edad.

4.3.- Estabilidad.

El hecho de que una de las soluciones que se plantea para aplicar la Directiva de Género sea la utilización de tablas unisex para el cálculo de la prima, hace necesario plantear si esto garantiza la estabilidad de la entidad aseguradora.

Diremos que la estabilidad de la empresa está garantizada actuarialmente⁸ si, para cada individuo, la prima unisex permite que la aseguradora pueda hacer frente actuarialmente a sus compromisos futuros, los cuales deben calcularse con las tablas individualizadas.

Así, distinguiremos entre una estabilidad estática, es decir que se cumpla la condición anterior sólo en el momento inicial de la operación; y una dinámica, en cuyo caso se tiene que cumplir en cada uno de los periodos de duración de la operación.

Otra posibilidad es si el exceso de reserva de un asegurado puede compensar los déficits de otro que haya contratado el mismo seguro y que tenga la misma edad, es decir que no se calcule de forma totalmente individualizada. Al ser una situación pendiente de regular puede ser que no se impida algún ajuste de este tipo, y que lo denominaremos: “compensación de las reservas”

Las hipótesis que vamos a considerar en todo el trabajo son las siguientes: Todos los individuos del colectivo que queremos asegurar tienen la misma edad y contratan el mismo seguro⁹. En dicho grupo hay “n” varones y “m” mujeres, siendo la prima única.

4.3.1.- Estabilidad estática.

Podemos distinguir tres casos:

1) Si no fuera factible la compensación de las reservas, la única posibilidad es que la prima fuera la más alta calculada a partir de las tablas individualizadas. Esto garantizaría la estabilidad pero el precio no sería competitivo. Sería el criterio más estricto.

$$P_x^U = \text{Max} \{ P_x^V, P_x^M \} \quad [1.]$$

Siendo:

⁸ Queremos distinguir la estabilidad actuarial, que es la que vamos a analizar aquí, de la que proviene de Solvencia II, en la que no nos vamos a centrar porque excedería los límites del trabajo.

⁹ Esto no tiene un carácter restrictivo, puesto que lo único que habría que hacer sería construir tantos conjuntos de este tipo como agrupaciones de asegurados de la misma edad y del mismo seguro hubiera.

P_x^U : Prima unisex para un individuo de edad "x".

P_x^V : Prima, para un individuo de edad "x", obtenida a partir de la tabla de mortalidad para varones.

P_x^M : Prima, para un individuo de edad "x", obtenida a partir de la tabla de mortalidad para mujeres.

En general, para los casos de vida la prima más alta correspondería a las mujeres y en el caso de fallecimiento a los varones.

2) Si se pudiera aplicar de cierta forma la compensación de las reservas tendríamos dos casos:

2a) Desde el punto de vista actuarial, se garantiza la estabilidad de la empresa aseguradora si la prima se obtuviera a partir de que la suma de las reservas de todos los individuos del colectivo, calculadas con las primas unisex, fuera igual a la suma de las reservas de todos los individuos, calculadas con las tablas diferenciadas por sexo; es decir:

$$P_x^U, \text{ tal que: } (n + m)R_x^U = n R_x^V + m R_x^M \quad [2.]$$

Donde:

R_x^U : Reserva calculada en el momento inicial (a la edad "x"), con la prima unisex.

R_x^V : Reserva calculada en el momento inicial (a la edad "x") con la prima obtenida a partir de la tabla de mortalidad para varones.

R_x^M : Reserva calculada en el momento inicial (a la edad "x") con la prima obtenida a partir de la tabla de mortalidad para mujeres.

n: Número de varones asegurados.

m: Número de mujeres aseguradas.

En el caso de los seguros a prima única, la condición anterior es equivalente a calcular la prima unisex como promedio de las primas individuales, ya que el valor de la reserva a la edad "x" coincide con la prima a esa edad, tanto para varones como para mujeres:

$$P_x^U = \frac{n P_x^V + m P_x^M}{n + m}, \text{ ya que: } R_x^V = P_x^V, \text{ y } R_x^M = P_x^M \quad [3.]$$

Entendemos que el método del promedio de las primas individuales es el más correcto porque tiene en cuenta las verdaderas probabilidades de cada sexo, ponderando por el número de varones y de mujeres que componen el grupo.

2b) Utilizar tablas unisex construidas a partir de las tablas individuales, de tal forma que el tanto de mortalidad anual unisex se calcule como promedio de los tantos de mortalidad anuales individuales:

$$q_x^U = \frac{n q_x^V + m q_x^M}{n+m} \quad [4.]$$

Sin embargo, la aplicación de los métodos 2a) y 2b) conduce a resultados diferentes, ya que los tantos de mortalidad diferidos y las probabilidades de supervivencia temporales (que son los dos tipos de probabilidades que se utilizan para el cálculo de los principales tipos de seguros de vida) no dependen linealmente de los tantos de mortalidad.

Así, para los tantos de mortalidad diferidos, tenemos:

$${}_{t-1}q_x = {}_{t-1}p_x \cdot q_{x+t-1} = p_x \cdot p_{x+1} \cdot p_{x+2} \cdot p_{x+t-2} \cdot q_{x+t-1} \quad [5.]$$

que, puestos en función de los tantos de mortalidad anuales, queda:

$${}_{t-1}q_x = {}_{t-1}p_x \cdot q_{x+t-1} = (1 - q_x) (1 - q_{x+1}) (1 - q_{x+2}) (1 - q_{x+t-2}) q_{x+t-1} \rightarrow \text{No lineal} \quad [6.]$$

Siendo:

${}_{t-1}q_x$: Probabilidad de que un individuo de edad "x" fallezca exactamente a la edad "x+t-1".

${}_{t-1}p_x$: Probabilidad de que un individuo de edad "x" sobreviva a la edad "x+t-1".

q_x : probabilidad de que un individuo de edad "x" fallezca antes de alcanzar la edad "x+1".

p_x : probabilidad de que un individuo de edad "x" alcance la edad "x+1".

Como todos los elementos que intervienen en la ecuación [6] son variables, el resultado del producto es una función no lineal. Eso significa que los tantos de mortalidad diferidos no son lineales respecto a los tantos de mortalidad anuales, con lo cual no se puede utilizar el promedio de los tantos de mortalidad anuales de cada sexo para calcular correctamente el tanto de mortalidad diferido unisex.

De manera análoga se puede probar que las probabilidades de supervivencia temporales no son función lineal de las probabilidades de supervivencia anuales:

$${}_tP_x = p_x \cdot p_{x+1} \cdot p_{x+2} \cdots p_{x+t-1} \rightarrow \text{No lineal} \quad [7.]$$

Con lo cual, las primas de los seguros de vida (excepto los temporales anuales), tanto para caso de fallecimiento como para caso de vida no son lineales respecto de los tantos de mortalidad anuales y de las probabilidades de supervivencia anuales.

4.3.2.- Estabilidad dinámica.

Hay que distinguir según haya o no compensación de las reservas.

1) Sin compensación de reservas:

1.a) Al igual que en el caso de la estabilidad estática, si no fuera posible la compensación de las reservas, una posibilidad es que la prima unisex elegida fuera la más alta de las calculadas a partir de las tablas individualizadas (la de los varones para un seguro de vida para caso de fallecimiento y la de las mujeres para un seguro de vida para caso de vida). Esto garantizaría la estabilidad dinámica, ya que la suma de las reservas calculadas con una combinación de las tablas diferenciadas, en cualquier momento de la duración de la operación, sería menor que la obtenida a partir de la prima unisex¹⁰ según este método. El único caso en el que coincidirían ambas expresiones sería cuando el colectivo estuviera formado sólo por individuos del mismo sexo. Como se ha comentado antes, el precio no sería competitivo, siendo el criterio más estricto.

1.b) Otro caso sin compensación de las reservas, consiste en encontrar el número de años “h” que han de transcurrir para que la diferencia, en valor absoluto, entre la reserva calculada con las tablas para varones y la de mujeres es mayor. Así:

$$h \text{ es el valor de } t, \text{ tal que: } \text{Max} \{ |{}_tR_x^V - {}_tR_x^M| \}, \quad t = \{0, 1, 2, \dots, \omega - x\} \quad [8.]$$

La prima unisex se calculará de tal manera que la reserva unisex “h” años después de haber empezado la operación, se obtenga como promedio de las reservas individualizadas por sexo:

$$P_x^U, \text{ tal que: } {}_hR_x^U = \frac{n \cdot {}_hR_x^V + m \cdot {}_hR_x^M}{n+m} \quad [9.]$$

Donde:

${}_hR_x$: Reserva “a priori” para un individuo de edad “x”, “h” años después de haber empezado la operación.

¹⁰ Podría haber excepciones para algunas edades, normalmente elevadas.

Como las probabilidades de muerte o de supervivencia entre hombres y mujeres no se suelen cruzar, para el resto edades distintas de “x+h” la reserva unisex será mayor que la suma de reservas calculadas con las tablas diferenciadas.

1.c) En el caso de los seguros a prima única, las reservas coinciden con las primas únicas para las edades sucesivas:

$${}_tR_x^V = P_{x+t}^V, \text{ y también: } {}_tR_x^M = P_{x+t}^M; \forall t \quad [10.]$$

Y, por lo tanto,

$${}_tR_x^U = \frac{n \cdot {}_tR_x^V + m \cdot {}_tR_x^M}{n+m}, \forall t \quad [11.]$$

En particular, la ecuación anterior también se cumple para t=0, con lo que sustituyendo ${}_tR_x$ por P_{x+t} queda:

$$P_x^U = \frac{n \cdot P_x^V + m \cdot P_x^M}{n+m} \quad [12.]$$

Esto nos reafirma en que es el mejor método porque permite mantener la estabilidad de la empresa, ya que las reservas correspondientes a este método de cálculo de la prima recogen exactamente el compromiso futuro del asegurador.

2) En el caso de compensación, una solución es determinar la prima de tal forma que el valor actual actuarial de las reservas para cada una de las edades de duración de la operación, calculadas con la prima unisex, sea igual al valor actual actuarial de las reservas durante toda la duración de la operación, calculada con las tablas individualizadas de varones y mujeres.

$$P_x^U, \text{ tal que: } \sum_{t=0}^j (n+m) {}_tR_x^U {}_tE_x^U = \sum_{t=0}^j n \cdot {}_tR_x^V {}_tE_x^V + \sum_{t=0}^j m \cdot {}_tR_x^M {}_tE_x^M \quad [13.]$$

Siendo:

${}_tR_x$: Reserva “a priori” para un individuo de edad “x”, “t” años después de haber empezado la operación.

${}_tE_x$: Factor de actualización actuarial para un individuo de edad “x” y “t” años de desplazamiento.

j: Número de años de duración del seguro.

Teniendo en cuenta lo analizado en el apartado a.3), como las reservas para los distintos plazos coinciden con las primas del seguro para cada edad, también

coincidirán las sumas de las reservas y también coincidirán aunque se multipliquen por los factores actuariales.

Para que se cumple lo anterior, el factor de actualización actuarial unisex, ${}_tE_x^U$, no se obtendría de las tablas unisex, sino despejando para cada edad “x” de la ecuación [13]:

$${}_tE_x^U = \frac{n \cdot {}_tR_x^V \cdot {}_tE_x^V + m \cdot {}_tR_x^M \cdot {}_tE_x^M}{(n+m) \cdot {}_tR_x^U} = \frac{n \cdot {}_tR_x^V \cdot {}_tE_x^V + m \cdot {}_tR_x^M \cdot {}_tE_x^M}{n \cdot {}_tR_x^V + m \cdot {}_tR_x^M} \quad [14.]$$

Por lo tanto, este caso es equivalente al método de cálculo de la prima unisex como promedio de las primas individualizadas.

5. Aplicación práctica del modelo propuesto para el Seguro de Vida Entera¹¹.

En este epígrafe vamos a exponer los principales resultados obtenidos al aplicar los métodos de cálculo de la prima en el caso del seguro de vida entera.

A_x : Prima única de un Seguro de Vida Entera para un individuo de edad “x”.

$v^t = (1+i)^{-t}$: Factor financiero de actualización para “t” periodos, valorado al tipo de interés técnico “i”.

${}_{t-1}/q_x$: probabilidad para un individuo de edad “x”, diferida “t-1” periodos. También se puede leer como probabilidad de que un individuo de edad “x” fallezca exactamente a la edad “x+t-1”.

La reserva en el Seguro de Vida Entera se puede calcular por los tres métodos comentados anteriormente: retrospectivo, prospectivo y recurrente. En este caso, el método más sencillo es el prospectivo, de tal forma que, como la prima es única, la reserva “t” años después de haber empezado la operación es igual a la prima única de un Seguro de Vida Entera para un individuo de edad “x+t”. Así, tendremos:

$${}_tR_x = A_{x+t} = \sum_{s=1}^{\omega-x-1-t} v^s \cdot {}_{s-1}/q_{x+t}, \forall t \quad [15.]$$

Como hemos visto en el epígrafe 4, la estabilidad se garantiza cuando se verifican las ecuaciones:

$$(n+m) {}_hR_x^U = n \cdot {}_hR_x^V + m \cdot {}_hR_x^M \quad \forall h \quad [16.]$$

Y, como se ha visto que para los Seguros de Vida Entera la reserva coincide con la prima única, la ecuación anterior se puede reescribir:

$$(n+m)A_{x+t}^U = n \cdot A_{x+t}^V + m \cdot A_{x+t}^M, \forall t \quad [17.]$$

¹¹ Al respecto puede verse, entre otros, Nieto y Vegas (1993), Moreno et al. (2006), Devesa (2012).

Como esto es cierto para todos los valores de “t” (entre ellos para $t=0$, que determina el valor de la prima única), también será cierto para la suma o para la suma multiplicada por los factores de actualización actuarial.

Por lo tanto, de todos los métodos expuestos en el epígrafe 4, sólo va a hacer falta calcularlo en tres supuestos, ya que el resto de métodos es similar a alguno de los que se exponen. Así, vamos a obtener la prima única en los siguientes casos:

- 1) Como promedio de las primas individualizadas por sexo. Este valor, que se considera el más apropiado, se va a utilizar como referencia para compararlo con el resto. Además, como se ha demostrado, nos lleva al mismo resultado que la utilización de los siguientes métodos:
 - a. La prima que correspondería al caso en que la suma de las reservas de todos los individuos del colectivo, calculadas con la prima unisex, fuera igual a la suma de las reservas de todos los individuos, calculadas con las tablas diferenciadas por sexo.
 - b. La prima se obtiene a partir de determinar la edad “x+h”, tal que la diferencia en valor absoluto entre la reserva calculada con las tablas para varones y para mujeres es mayor.
 - c. La prima determinada de tal forma que el valor actual actuarial de las reservas para cada una de las edades de duración de la operación, calculadas con la prima unisex, sea igual al valor actual actuarial de las reservas para cada una de las edades durante toda la duración de la operación, calculada con las tablas de varones y mujeres por separado.
- 2) A partir de la tabla unisex.
- 3) Aplicando la prima más alta a todos los individuos del colectivo, calculada a partir de las tablas individualizadas, que en este tipo de seguros es la de los varones.

En la Tabla 5.1. se presentan los resultados obtenidos para los tres métodos empleados: prima calculada como promedio, mediante la tabla unisex y con el precio más alto. Las variaciones de la prima y las variaciones de la suma de las reservas se han calculado respecto al valor promedio, ya que se considera el más apropiado.

Se han utilizado las Tablas PASEM¹² 2010, por ser las más recientes aprobadas para su utilización en los seguros de vida para caso de fallecimiento. El tipo de interés utilizado ha sido del 2%.

¹² Son específicas de la población asegurada española y se han obtenido mediante la información de las carteras de fallecimiento correspondientes al período de observación

Tabla 5.1.**Primas y Suma de las Reservas por los 3 métodos. Seguro de Vida Entera**

	Promedio	Tablas Unisex	Prima Superior	Promedio	Tablas Unisex	Prima Superior
Número y Edad	Prima	Variación Prima	Variación Prima	Suma Reservas	Variación Suma Reservas	Variación Suma Reservas
n=1, m=1, x=20	0,3165	0,371%	5,060%	64,9831	0,172%	2,046%
n=10, m=1, x=20	0,3296	0,110%	0,883%	66,0707	0,052%	0,366%
n=1, m=10, x=20	0,3034	0,138%	9,597%	63,8954	0,062%	3,783%
n=1, m=1, x=40	0,4613	0,361%	4,462%	57,3688	0,146%	1,692%
n=10, m=1, x=40	0,4781	0,107%	0,783%	58,1631	0,044%	0,303%
n=1, m=10, x=40	0,4444	0,134%	8,420%	56,5745	0,053%	3,120%
n=1, m=1, x=60	0,6521	0,327%	3,633%	46,3939	0,097%	1,105%
n=10, m=1, x=60	0,6714	0,098%	0,641%	46,8132	0,030%	0,199%
n=1, m=10, x=60	0,6327	0,120%	6,807%	45,9745	0,035%	2,027%

Fuente: Elaboración Propia.

Nota: Tablas PASEM 2010, i=2%.

Conviene destacar que la prima obtenida como promedio siempre es inferior a la calculada con las Tablas unisex y mucho más baja que la calculada con la prima más alta, que, en el caso del Seguro de Vida Entera, es la que corresponde a la prima calculada con la tabla de varones.

La variación de la prima es mayor respecto a las tablas unisex, en el caso de que el número de mujeres y de varones sea el mismo, mientras que en el caso de la prima más elevada, la mayor diferencia respecto de la prima promedio se alcanza cuando el número de mujeres es mayor que el de varones.

Por otro lado, cuando el número de varones es mayor se produce, lógicamente, un aumento de la prima, si bien la variación respecto de la prima calculada por los otros dos métodos disminuye.

Puede verse todo lo relativo a las mismas en la Resolución de 6 de julio de 2012, de la Dirección General de Seguros y Fondos de Pensiones.

Al aumentar la edad de contratación del seguro se produce un incremento de la prima, ya que las probabilidades de fallecimiento se incrementan con la edad. Sin embargo, las variaciones relativas son similares a las comentadas anteriormente.

La suma de las reservas presenta resultados similares a los de la prima, ya que ésta es un caso particular de la reserva calculada a la edad inicial del contrato.

6. APLICACIÓN PRÁCTICA DEL MODELO PROPUESTO PARA EL SEGURO DE RENTA VITALICIA¹³.

El Seguro de Renta Vitalicia tiene por objeto la cobertura del riesgo de supervivencia de un individuo, de tal forma que se garantiza el cobro de una renta vitalicia, es decir, mientras viva el asegurado. El cálculo de la prima única para un Seguro de Renta Vitalicia, de cuantía unitaria, se obtiene al actualizar financieramente las probabilidades de supervivencia temporales, desde la edad actual del individuo, “x”, hasta la edad límite de las tablas de mortalidad, “ω”.

$$a_x = v^1 \cdot {}_1p_x + v^2 \cdot {}_2p_x + v^3 \cdot {}_3p_x + \dots + v^{\omega-x} \cdot {}_{\omega-x}p_x = \sum_{t=1}^{\omega-x} v^t \cdot {}_t p_x \quad [18.]$$

siendo:

a_x : Prima única de un Seguro de Renta Vitalicia postpagable para un individuo de edad “x”.

$v^t = (1+i)^{-t}$: Factor financiero de actualización para “t” periodos, valorado al tipo de interés técnico “i”.

${}_t p_x$: probabilidad para un individuo de edad “x”, temporal “t” periodos. También se puede leer como probabilidad de que un individuo de edad “x” sobreviva a la edad “x+t”, o viva “t” años más.

La reserva en el Seguro de Renta Vitalicia, al igual que se ha visto en el Seguro de Vida Entera, se puede calcular por los métodos: retrospectivo, prospectivo y recurrente. El método más sencillo es el prospectivo, de tal forma que, como la prima es única, la reserva “t” años después de haber empezado la operación es igual a la prima única de un Seguro de Renta Vitalicia para un individuo de edad “x+t”. Así, tendremos:

$${}_t R_x = a_{x+t} = \sum_{s=1}^{\omega-x-t} v^s \cdot {}_s p_{x+t}, \forall t \quad [19.]$$

Al igual que en el epígrafe 5), la estabilidad se garantiza cuando se verifica la ecuación:

¹³ Al respecto puede verse, entre otros, Nieto y Vegas (1993); Moreno et al. (2006); Devesa (2012).

$$(n + m) {}_h R_x^U = n \cdot {}_h R_x^V + m \cdot {}_h R_x^M \quad \forall h \quad [20.]$$

Además, como se ha visto que también para los Seguros de Renta Vitalicia la reserva coincide con la prima única, la ecuación anterior se puede reescribir:

$$(n + m) a_{x+t}^U = n \cdot a_{x+t}^V + m \cdot a_{x+t}^M, \forall t \quad [21.]$$

Como esto es cierto para todos los valores de "t" (entre ellos para t=0, que determina el valor de la prima única), también será cierto para la suma o para la suma multiplicada por los factores de actualización actuarial.

Por lo tanto, de todos los métodos expuestos en el epígrafe 4, sólo va a hacer falta calcularlo en los mismos tres supuestos que se han visto para el Seguro de Vida Entera.

- 1) Como promedio de las primas individualizadas por sexo.
- 2) A partir de la tabla unisex.
- 3) Aplicando la prima más alta a todos los individuos del colectivo, calculada a partir de las tablas individualizadas, que en este tipo de seguros es la de las mujeres.

En la Tabla 6.1. se presentan los resultados obtenidos para los tres métodos empleados: prima calculada como promedio, mediante la tabla unisex y con el precio más alto. Las variaciones de la prima y las variaciones de la suma de las reservas se han calculado respecto al valor de la prima promedio, ya que se considera el más apropiado. Se han utilizado las Tablas GR95¹⁴, ya que son las más utilizadas en los seguros de vida para caso de vida y porque tienen un recargo implícito para ese tipo de seguros. El tipo de interés utilizado ha sido del 2%.

¹⁴ Se ha preferido utilizar tablas distintas para los seguros de fallecimiento y los de supervivencia porque son las que realmente se utilizan o se van a utilizar en el mundo asegurador.

Tabla 6.1.
Primas y Suma de las Reservas por los 3 métodos. Seguro de Renta Vitalicia.

	Promedio	Tablas Unisex	Prima Superior	Promedio	Tablas Unisex	Prima Superior
Número y Edad	Prima	Variación Prima	Variación Prima	Suma Reservas	Variación Suma Reservas	Variación Suma Reservas
n=1, m=1, x=20	35,1530	-0,415%	4,035%	1645,64	-0,973%	8,438%
n=10, m=1, x=20	33,9923	-0,129%	7,588%	1532,02	-0,315%	16,480%
n=1, m=10, x=20	36,3136	-0,147%	0,710%	1759,25	-0,333%	1,435%
n=1, m=1, x=40	28,7101	-0,719%	6,389%	999,92	-1,256%	10,715%
n=10, m=1, x=40	27,2093	-0,228%	12,257%	912,26	-0,415%	21,354%
n=1, m=10, x=40	30,2110	-0,250%	1,104%	1087,58	-0,422%	1,791%
n=1, m=1, x=60	20,0894	-1,305%	10,740%	504,53	-1,546%	13,136%
n=10, m=1, x=60	18,3242	-0,430%	21,408%	450,30	-0,524%	26,760%
n=1, m=10, x=60	21,8547	-0,440%	1,795%	558,76	-0,509%	2,157%

Fuente: Elaboración Propia.

Nota: Tablas GR95, i=2%.

Conviene destacar que la prima obtenida como promedio siempre es superior a la calculada con las Tablas unisex, al contrario de lo que ocurría con el Seguro de Vida Entera; y es mucho más baja que la calculada con la prima más alta, que, en el caso del Seguro de Renta Vitalicia, es la que corresponde a la prima calculada con la tabla de mujeres.

La variación de la prima es mayor respecto a las tablas unisex, en el caso de que el número de mujeres y de varones sea el mismo, mientras que en el caso de la prima más elevada, la mayor diferencia respecto de la prima promedio se alcanza cuando el número de varones es mayor que el de mujeres.

Por otro lado, cuando el número de mujeres es mayor se produce, lógicamente, un aumento de la prima, si bien la variación respecto de la prima calculada por los otros dos métodos es bastante baja.

Al aumentar la edad de contratación del seguro se produce una disminución de la prima, ya que las probabilidades de supervivencia disminuyen con la edad. Sin embargo, las variaciones relativas son mayores a las comentadas anteriormente.

La suma de las reservas presenta resultados similares a los de la prima, ya que ésta es un caso particular de la reserva calculada a la edad inicial del contrato.

7. Conclusiones.

El hecho de que aún no se haya producido en España la transposición de la Directiva de Género deja muchas incógnitas en el aire, como por ejemplo si el mantenimiento del precio para asegurados de la misma edad y mismo tipo de seguro tendrá un plazo concreto de aplicación. La entidad aseguradora podría argumentar que si la operación no se realiza el mismo día que otro contrato, la prima podría cambiar porque podrían haberse modificado alguna de las condiciones, como, por ejemplo, el tipo de interés técnico de valoración, que como se ha comentado en el epígrafe 4, es una variable fundamental a la hora de determinar el precio de un seguro de vida.

La primera conclusión que hemos obtenido en el trabajo es la no linealidad del tanto de mortalidad diferido (el que se utiliza para los seguros de fallecimiento), respecto de los tantos de mortalidad anuales. También es no lineal la probabilidad de supervivencia temporal (la utilizada para los seguros de supervivencia), respecto de la anual. Esto implica que la utilización de tablas unisex (obtenida a partir de tantos de mortalidad anuales promedio) proporciona resultados diferentes al cálculo del precio del seguro como promedio de los calculados con tablas individualizadas.

La segunda conclusión del trabajo es que se ha encontrado que el método más apropiado y que coincide con otros tres planteados teóricamente, es el de calcular la prima común como el promedio de las primas individualizadas ponderado por el número de varones y de mujeres, puesto que es el que permite mantener actuarialmente la estabilidad de la empresa, ya que sus reservas se ajustan al compromiso asumido por el asegurador.

Además, la utilización de unas tablas unisex, que es una de las posibles soluciones planteadas teóricamente en distintos foros, se muestra poco efectiva desde el punto de vista de la estabilidad de la empresa aseguradora porque o bien habría que

proceder a una mayor dotación de las provisiones futuras, o bien a lanzar un precio del seguro poco competitivo. Por otro lado, la obligatoriedad de utilizar unas tablas unisex con un porcentaje de varones y mujeres fijado previamente, podría causar problemas a aquellas entidades que tuvieran una cartera con una proporción de varones y mujeres diferente; por lo que en caso de utilizar este método la tabla debería de reajustarse en cada momento de acuerdo con el porcentaje de hombres y mujeres.

En el caso de los Seguros de Vida Entera, la prima promedio es menor que la que se obtiene al utilizar las tablas unisex, lo cual hace que el precio sea más competitivo sin poner en peligro, desde el punto de vista actuarial, la sostenibilidad de la empresa. Por lo tanto, en el Seguro de Vida Entera, la determinación de la prima como valor promedio cumple la doble condición deseada: da lugar a la menor prima y se garantiza la estabilidad de la empresa. Sin embargo, en el caso del Seguro de Renta Vitalicia ocurre todo lo contrario, lo cual es lógico porque se está trabajando con las probabilidades contrarias. Aunque en el Seguro de Renta Vitalicia la prima obtenida con las tablas unisex es inferior a la prima promedio, esta última es la que debería elegirse porque es la que garantiza la estabilidad de la empresa, lo cual tiene que ser prioritario frente a la utilización de un precio competitivo.

Como línea de investigación futura, queda pendiente comprobar si se repiten estas características en los seguros de vida con pago temporal de primas, y analizar la posibilidad de encontrar unas reglas comunes a todos los tipos de seguros de vida. También se pretende estudiar si la aplicación de un precio bajo por parte de una entidad aseguradora (porque su cartera esté compuesta por un número elevado de individuos de sexo masculino para los seguros de supervivencia o de mujeres para los seguros de fallecimiento) puede producir un efecto llamada de los individuos de sexo contrario, de tal forma que tenga que modificar su tarificación o su exposición al riesgo.

8. BIBLIOGRAFÍA:

Devesa, J.E. (2012): "Apuntes de Seguros de Vida". *Mimeo*. Universidad de Valencia.

Hernández, D. (2012): "La igualdad de sexos y el precio del seguro privado en un contexto de protección social". *Economía Española y Protección Social*, IV.

González, M. C. y Sáez de Jáuregui, L. M. (2006): "La política comunitaria contra la discriminación de género: una propuesta de evaluación de su coste en los planes y fondos de pensiones de empleo. Su aplicación al caso español". *Estudios de Hacienda Pública*. Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.

- González, M. C. y Sáez de Jáuregui, L. M. (2007): "Una estimación del coste para España de la política comunitaria contra la discriminación de género en los planes y fondos de pensiones de empleo". *Revista del Ministerio de Trabajos y Asuntos Sociales*. Número Extra 3.
- Guillén, M.; Ornelas, A. y Romero, M.J. (2012): "La igualdad una exigencia para el seguro: Problemas derivados de las tablas unisex". Incluido en el trabajo: "El seguro español ante la crisis económica: resistir y contribuir a la recuperación". *Fundación de Estudios Financieros*. Próxima publicación.
- INE (2012): Tablas de Mortalidad de la Población de España 1991-2010. Disponible: <http://www.ine.es/jaxi/tabla.do> [Consultado el 26-11-2012].
- Moreno, R.; Gómez, O. y Trigo, E. (2006): *Matemática de los Seguros de Vida*. Pirámide, Madrid.
- Nieto, U. y Vegas, J. (1993): *Matemática Actuarial*. Mapfre, Madrid.
- Ornelas, A. y Guillén, M. (2012): "Mortality risk in Mexico: a comparison of the general population mortality and life tables for insured lives". *Mimeo*. Universidad de Barcelona.
- Ruiz, E. (2012): "La directiva de género y su impacto en los seguros de Vida". *Documento presentado en la Escuela de Práctica Actuarial y Financiera del Instituto de Actuarios Españoles*. RGA re International Ibérica.
- Sáez de Jáuregui, M. E. (2004): "La estrategia de discriminación de precios entre sexos en el sector asegurador: una cuestión de solvencia". *Tesis*. Madrid. ICEA.
- Sáez de Jáuregui, L. M. (2007): "La igualdad efectiva de mujeres y hombres: aspectos relacionados con las tablas actuariales de supervivencia". *Actuarios*, nº 26, Dossier.
- Sánchez, E. (2012): "La directiva de género y su impacto en los seguros No Vida". *Documento presentado en la Escuela de Práctica Actuarial y Financiera del Instituto de Actuarios Españoles*. Mapfre Familiar.
- Warth, J. (2011): "Productos de Riesgos Preferentes en un entorno unisex". *Risk Insights*, Vol. 15, nº 3.

Normativa:

Directiva del Consejo 2004/113/CE, de 13 de diciembre de 2004 por la que se aplica el principio de igualdad de trato entre hombres y mujeres al acceso a bienes y servicios y su suministro.

Directiva 2006/54/CE del Parlamento Europeo y del Consejo, de 5 de julio de 2006, relativa a la aplicación del principio de igualdad de oportunidades e igualdad de trato entre hombre y mujeres en asuntos de empleo y ocupación (refundición).

Directrices sobre la aplicación de la Directiva 2004/113/CE del Consejo a los seguros, a la luz de la sentencia del Tribunal de Justicia de la Unión Europea en el asunto C-236/09 (Test-Achats).

Ley Orgánica 3/2007, de 22 de marzo, para la igualdad efectiva de mujeres y hombres.

Real Decreto 2486/1998, de 20 noviembre, por el que se aprueba el Reglamento de Ordenación y Supervisión de los Seguros Privados (ROSSP).

Resolución de 6 de julio de 2012, de la Dirección General de Seguros y Fondos de Pensiones, por la que se da cumplimiento a lo previsto en la disposición adicional única del Real Decreto 1736/2010, de 23 de diciembre, por el que se modifica el Plan de Contabilidad de las Entidades Aseguradoras, aprobado por Real Decreto 1317/2008, de 24 de julio, en relación con las tablas de mortalidad y supervivencia a utilizar por las entidades aseguradoras y al artículo único de la Orden EHA/69/2011, de 21 de enero, por la que se proroga la utilización de las tablas de supervivencia GRM95 y GRF95 y las tablas de fallecimiento GKM95 y GKF95 en el sistema de planes de pensiones.